



Université de Montréal

Faculté des arts et des sciences

Département de sciences économiques

Prévision du taux de change canadien en utilisant les modèles incorporant la règle de Taylor

Rapport de recherche présenté en vue de l'obtention
du grade Maîtrise en Sciences Economiques

par :
Maxime LUCIÉNÉ

Sous la direction de :
Marine CARRASCO

Avril 2010

Résumé

Ce rapport de recherche présente la prévision hors-échantillon du taux de change canadien en utilisant les modèles basés sur la règle de Taylor. Nous avons trouvé que ces modèles ont une capacité de prévision du taux de change supérieure à celle d'une marche aléatoire pour 3 des 5 devises considérées vis-à-vis du dollar canadien. Le modèle *asymétrique, homogène, sans lissage et avec constante* a donné de meilleurs résultats parmi les 16 formulations que nous avons analysées. Ces résultats ont été obtenus en utilisant deux tests différents de comparaison de prévision : le test de Clark et West (2006) et celui de McCracken (2007).

Sommaire

Résumé.....	2
Sommaire.....	3
Section I. – Introduction	4
Section II. – Revue de littérature.....	5
II.1 Mark N. C (1995).....	6
II.2 Cheung, Y. W., Chinn M.D et Pascual A. G (2005).....	7
II.3 Molodtsova, T. et Papell, D. (2009).....	8
Section III. – Modèle théorique.....	10
Section IV. – Analyse Empirique.....	12
IV.1 Données.....	12
IV.2 Tests de racine unitaire.....	16
IV.3 Estimation et Préviation.....	17
IV.4 Analyse des résultats.....	20
Section V. – Conclusion.....	25
Bibliographie	26

Introduction

La dynamique du taux de change est l'un des sujets les plus étudiés en économie internationale. L'intérêt pour ce sujet vient en partie du fait que le taux change demeure l'une des variables qui attirent l'attention de tous les agents économiques, qu'il s'agisse des entreprises s'interrogeant sur la rentabilité des projets d'investissements, des autorités publiques qui élaborent la politique économique ou d'un simple ménage qui planifie un voyage à l'étranger. Cet intérêt traduit l'idée que les prévisions de cette variable sont très utiles et répondent à des besoins bien identifiés. En ce sens, les quatre dernières décennies ont été particulièrement florissantes en recherches sur l'économie du taux de change, avec de nombreux travaux théoriques et empiriques sur la modélisation et la prévision de cette variable. L'objectif a été souvent la recherche d'un modèle capable de produire de très bonne prévision à court et à long terme. Les importants progrès réalisés en économétrie et la disponibilité croissante des données économiques ont notamment contribué à la publication de ces travaux. Ainsi, depuis l'article de Meese et Rogoff (1983) qui ont trouvé que les modèles de détermination du taux de change basés sur les fondamentaux économiques ne pouvaient pas fournir de meilleures prévisions qu'une marche aléatoire, beaucoup de progrès ont été réalisés surtout en terme de prévision à long terme. Néanmoins, la prévision à court terme par les modèles structurels demeure jusqu'à récemment un point faible de l'analyse macroéconomique, jusqu'à ce que certains auteurs commencent à exploiter l'approche des modèles incorporant la règle de Taylor (1993). Cette approche prédit que le taux de change est déterminé par l'inflation anticipée et l'écart de production à la fois du pays domestique et du pays étranger. Parmi les auteurs qui ont utilisé cette approche, on retrouve Molodtsova et Papell (2009) qui ont étudié la prévision hors échantillon du taux de change nominal du dollar américain vis-à-vis de 12 pays de l'Organisation de Coopération et du Développement Économique (OCDE). Ils ont trouvé des résultats satisfaisants pour la prévision de la variation du taux de change à court terme pour 11 de ces 12 pays. Pour aboutir à ces résultats, Molodtsova et Papell (2009) se sont basés sur les travaux récents en économétrie de Clark et West (2006) qui ont établi un test de comparaison de prévisions pour des modèles emboîtés. Ces résultats ont apporté une lueur d'espoir dans les tentatives de résolution du puzzle de la prévision du taux de change. Cependant, on peut toujours se demander : ces modèles qui intègrent la règle de Taylor améliorent-ils vraiment la prévision du taux de change ? Cette interrogation vient du fait que la plupart des études qui utilisent les modèles de détermination du taux de change basés sur la règle de Taylor le font pour le dollar américain, c'est-à-dire qu'ils considèrent les États-Unis comme pays de référence. Or, il y a d'autres économies où la règle de Taylor s'est révélée performante

et robuste. C'est le cas, par exemple, de l'économie canadienne où Côté et al (2002) ont évalué plusieurs règles de politiques monétaires simples. Ils ont constaté qu'une règle nominale simple à la Taylor dans laquelle les écarts d'inflation et de production sont assortis de coefficients 2 et 0,5 respectivement se comporte plus ou moins bien. Alors, les modèles de taux de change qui intègrent la règle de Taylor peuvent-ils améliorer aussi la prévision du dollar canadien ?

L'objectif principal de notre étude est de prévoir à court terme le taux de change nominal du dollar canadien par rapport à la devise de cinq autres pays de l'OCDE. Pour atteindre cet objectif, nous utilisons les mêmes modèles que Molodtsova et Papell (2009). Pour évaluer la précision de nos prévisions, nous utiliserons non seulement le test de Clark et West (2006), mais aussi le test de Diebold et Mariano (1995) et West (1996) en se basant sur les valeurs critiques proposées par McCracken (2007).

Le reste de cette étude se divise en quatre sections. La section II présente une revue de littérature sur la prévision du taux de change. L'emphase est mise sur les études de Mark (1995), de Chueng, Chinn et Pascual (2005) et de Molodtsova et Papell (2009). Ensuite, la section III décrit le cadre théorique du modèle de détermination du taux de change qui intègre la règle de Taylor. La section IV présente l'analyse empirique de l'étude. Elle décrit les données et présente l'estimation et la prévision, ainsi que les principaux résultats. Les principales conclusions font l'objet de la dernière section.

Section II : Revue de la littérature

Au cours des dernières décennies, une vaste littérature théorique et empirique a été développée sur la modélisation et la prévision du taux de change. Les travaux pionniers de Meese et Rogoff (1983) qui ont comparé la performance des prévisions du taux de change basées sur les modèles monétaires et celles réalisées à partir d'une marche aléatoire, ont ouvert la voie à la publication d'un ensemble d'articles sur la prévision de cette variable. Cependant, aucun consensus n'a été dégagé parmi les chercheurs concernant un modèle de prévision du taux de change. En effet, les travaux de Mark (1995) ont montré qu'il est possible d'obtenir de meilleures prévisions à long terme en utilisant les modèles monétaires comparativement à une marche aléatoire. Par contre, Chueng, Chinn et Pascual (2005) ont analysé la performance des prévisions hors échantillon de plusieurs modèles économiques du taux de change, ils se sont rendus à l'évidence qu'aucun de ces modèles n'arrivait à donner de meilleurs résultats qu'une marche aléatoire. Par ailleurs, dans une étude récemment publiée, Molodtsova et Papell (2009) ont montré qu'il est possible d'avoir de bonne prévision du taux de change en utilisant un modèle

monétaire qui inclut la règle de Taylor. Nous allons passer en revue ces trois études en mettant en évidence les modèles utilisés, les méthodes d'estimation et les résultats obtenus.

L'approche monétaire de la détermination du taux de change utilisée dans plusieurs études indique que le taux de change est fonction de la masse monétaire, du taux d'intérêt et du revenu dans les deux pays considérés. Dans sa formulation linéaire, ce modèle se résume généralement par l'équation suivante :

$$s_t = (m_t - m_t^*) - (\lambda y_t - \lambda^* y_t^*) + (\phi i_t - \phi^* i_t^*) \quad (1)$$

où s_t , m_t et y_t représentent respectivement le logarithme du taux de change, de la masse monétaire et du revenu au temps t . i_t représente le niveau du taux d'intérêt tandis que λ et ϕ sont des constantes positives. Les astérisques symbolisent les variables et les paramètres du pays étranger.

II.1 Mark N. (1995)

Mark (1995) a reformulé cette équation en faisant l'hypothèse que l'élasticité du revenu est identique dans les deux pays et est égale à l'unité ($\lambda = 1$). De plus, il a supposé que le différentiel du taux d'intérêt est nul et a défini un taux de change fondamental f_t tel que :

$$f_t = [(m_t - m_t^*) - (y_t - y_t^*)] \quad (2)$$

Ensuite, il a représenté la variation en logarithme du taux de change nominal comme une fonction de sa déviation par rapport à ce taux de change fondamental :

$$s_{t+k} - s_t = \alpha_k + \beta_k z_t + v_{t+k,t} \quad (3)$$

où $z_t = f_t - s_t$. α_k et β_k sont les coefficients de projection, tandis que $v_{t+k,t}$ est l'erreur de projection.

Mark (1995) a utilisé les données trimestrielles pour les États-Unis, le Canada, l'Allemagne, le Japon et la Suisse pour la période allant de 1973 :2 au 1991 :4, soit 76 observations. Pour estimer le modèle, il a utilisé les moindres carrés ordinaires (MCO). Cependant, il a été confronté à deux problèmes économétriques qu'il a pu contourner. D'abord, à cause de l'autocorrélation de la variable indépendante z_t , les coefficients α_k et β_k seraient biaisés en petit échantillon, ce qui invaliderait l'inférence usuelle. Ensuite, pour un horizon de prévision supérieur à l'unité, les erreurs de prévision qui se chevauchent auraient une autocorrélation d'ordre $(k-1)$. Pour pallier ces difficultés, l'auteur a utilisé la

matrice variance-covariance de Newey-West (1987). Par ailleurs, étant donné que l'estimateur de MCO de β_k peut être biaisé si la taille de l'échantillon est petite, Mark (1995) a eu recours à la méthode du bootstrap pour déterminer la significativité statistique de ses résultats.

Les résultats de la prévision hors échantillon du modèle monétaire ont été comparés à ceux obtenus à partir d'une marche aléatoire sans dérive. Pour comparer les deux, l'auteur a utilisé le ratio de l'erreur quadratique moyenne de prévision du modèle monétaire sur celle de la marche aléatoire (OUT/RW). Il a trouvé que ce ratio était globalement inférieur à 1 pour tous les horizons de prévision considérés dans le cas du franc suisse et du yen japonais. Ce résultat est valable aussi dans le cas du deutschemark allemand pour 12 et 16 trimestres. De manière générale, il a conclu que les prévisions hors échantillon du modèle ont été plus performantes que celles de la marche aléatoire à long terme.

II.2 Cheung, Chinn et Pascual (2005)

Contrairement à Mark(1995) qui a trouvé des résultats satisfaisants pour la prévision à long terme du taux de change, Cheung, Chinn et Pascual (2005) (CCP dans la suite) ont montré qu'aucun modèle linéaire n'avait de pouvoir de prédiction supérieur à celui d'une marche aléatoire. Ils ont procédé à une analyse rigoureuse d'un ensemble de modèles de taux de change qui sont devenus prééminents dans le circuit financier et de la politique économique. En ce sens, cinq modèles linéaires ont été comparés à une marche aléatoire. Le premier concerne la version relative de la parité de pouvoir d'achat (PPA) analysée sous cette forme :

$$s_t = \beta_0 + (p_t - p_t^*) \quad (4)$$

où s représente le log du taux de change et p le log du niveau des prix (IPC)

Le deuxième est le modèle monétaire de la rigidité des prix exprimé dans cette équation :

$$s_t = \beta_0 + \beta_1(m_t - m_t^*) + \beta_2(y_t - y_t^*) + \beta_3(i_t - i_t^*) + \beta_4(\pi_t - \pi_t^*) + u_t \quad (5)$$

où π représente le taux d'inflation

Le troisième est un modèle qui prend en compte l'effet Balassa-Samuelson qui accorde beaucoup d'importance au différentiel de productivité $(z_t - z_t^*)$ entre les pays dans l'explication de la variation du taux de change. Il est exprimé à travers l'équation suivante :

$$s_t = \beta_0 + \beta_1(m_t - m_t^*) + \beta_2(y_t - y_t^*) + \beta_3(i_t - i_t^*) + \beta_5(z_t - z_t^*) + u_t \quad (6)$$

Le quatrième est un modèle composite qui inclut d'autres variables telles que le prix relatif des biens non échangeables (ω_t), le taux d'intérêt réel (r_t), le ratio de la dette du gouvernement sur le PIB ($debt_t$), le log du terme de l'échange (tot_t) et les actifs étrangers nets (nfa_t) :

$$s_t = \beta_0 + (p_t - p_t^*) + \beta_5(\omega_t - \omega_t^*) + \beta_6(r_t - r_t^*) + \beta_7(debt_t - debt_t^*) + \beta_8 tot + \beta_9 nfa_t + u_t \quad (7)$$

Le dernier n'est pas un modèle en soi, mais plutôt une relation d'arbitrage. C'est la relation de la parité non-couverte des taux d'intérêt qui a la spécification suivante :

$$s_{t+k} = s_t + (i_{t,k} - i_{t,k}^*) \quad (8)$$

où $i_{t,k}$ est le taux d'intérêt à maturité k . Les données trimestrielles utilisées par CCP(2005) s'étendent du 1973 :2 à 2004 :4 pour les États-Unis, le Canada, le Japon, l'Allemagne, le Royaume-Unis et la Suisse. Pour l'estimation, ils ont utilisé la méthode des régressions roulantes¹ avec des spécifications des modèles à correction d'erreur et en différence première.

A l'instar de Mark(1995), le ratio OUT/RW a été utilisé comme critère d'évaluation de la prévision par CCP(2005). Ces derniers ont aussi considéré deux autres critères : une statistique de changement de direction de la prévision et un critère de consistance de la prévision proposé par Cheung et Chinn (1998). Selon les résultats trouvés, même à long terme, la performance des modèles structurels est inférieure à celle de la marche aléatoire en considérant le ratio OUT/RW. En appliquant les autres critères, ils arrivent à trouver des cas où la performance des modèles structurels est meilleure que celle de la marche aléatoire. Cependant, la conclusion de base, selon laquelle aucune combinaison modèle/spécification n'arrive à faire mieux qu'une marche aléatoire, reste intacte.

II.3 Molodtsova et Papell (2009)

Devant l'échec de plusieurs études à prévoir le taux de change en utilisant les modèles conventionnels de détermination du taux de change, Molodtsova et Papell (2009) ont utilisé les nouveaux modèles de détermination du taux de change qui incluent la règle de Taylor. Cette règle stipule que la banque centrale ajuste le taux d'intérêt nominal à court terme en réponse aux variations du taux d'inflation et

¹ *Rolling Regression* en anglais

de l'écart de production (output gap). Elle peut avoir plusieurs formulations qui déterminent la spécification du modèle. En considérant les différentes formulations, Molodtsova et Papell (2009) ont retenu l'équation suivante pour la prévision du taux de change :

$$\Delta s_{t+1} = \omega - \omega_{u\pi} \pi_t + \omega_{f\pi} \pi_t^* - \omega_{uy} y_t^g + \omega_{fy} y_t^{g*} + \omega_q q_t - \omega_{ui} i_{t-1} + \omega_{fi} i_{t-1}^* + \eta_t \quad (9)$$

où Δs_{t+1} est la variation du logarithme du taux de change, π_t est le taux d'inflation, y_t^g est l'écart de production, i_{t-1} est le taux d'intérêt nominal décalé d'une période et q_t est le taux de change réel. Les astérisques symbolisent les variables et les paramètres du pays étranger.

Contrairement aux études précédentes, Molodtsova et Papell (2009) ont utilisé des données mensuelles qui s'étalent de mars 1973 à décembre 1998 pour des pays de la Zone Euro et à juin 2006 pour les autres pays. Ils ont considéré le taux de change du dollar américain par rapport aux devises des pays suivants : Japon, Suisse, Australie, Canada, Grande-Bretagne, Suède, Danemark, Allemagne, France, Italie, Hollande et Portugal. La plupart des données proviennent des *Statistiques Financières Internationales* du FMI. Ils les ont estimées par MCO en utilisant les régressions roulantes et ils ont utilisé une procédure proposée par Clark et West (2006) pour tester l'hypothèse nulle d'égalité de la qualité de prévision d'un modèle économétrique linéaire et une différence de martingale. À la différence des études précédentes, ils ont trouvé, avec leur modèle, de bons résultats pour la prévision du taux de change à court terme pour 11 des 12 pays de l'OCDE vis-à-vis du dollar américain sur la période suivant les accords de Bretton Woods. Ces résultats constituent une contribution majeure dans les tentatives de prévision du taux de change à court et à long terme.

Section III : Modèle théorique

L'approche de Taylor de détermination du taux de change prédit que la variation du taux de change est expliquée notamment par l'inflation anticipée et l'écart de production à la fois du pays domestique et du pays étranger. En spécifiant l'équation de la règle de Taylor pour les deux pays et en soustrayant l'une de l'autre on trouve une nouvelle équation qui contient, dans son côté gauche, la différence des taux d'intérêt nominaux. Par la parité non couverte des taux d'intérêt, l'écart de taux d'intérêt sera égal à la dépréciation anticipée de la monnaie. En effet, lorsque les écarts apparaissent entre le taux d'intérêt relatif à deux monnaies, des mouvements de taux vont se produire afin qu'un placement sans risque dans l'une des devises soit équivalent au placement sans risque de même échéance dans l'autre devise, sinon il serait possible de réaliser des gains d'arbitrage sans risque. Sur des marchés efficients, lorsque les anticipations des agents sont rationnelles, la parité non couverte des taux d'intérêt implique que la meilleure anticipation possible sur l'évolution d'un taux de change provient du différentiel de rendement entre les deux monnaies : celle jouissant du rendement le plus élevé devrait se déprécier à terme, de manière à annuler les gains liés à des taux d'intérêts plus élevés.

Le modèle de détermination du taux de change incluant la règle de Taylor peut avoir plusieurs spécifications qui découlent des différentes formulations données à cette règle dans la littérature. Si le différentiel des taux d'intérêt se retrouve toujours du côté gauche de l'équation des modèles considérés, le côté droit offre plusieurs possibilités.

Dans sa formulation originale, la règle de Taylor stipule que le taux d'intérêt nominal, contrôlé par la banque centrale, est déterminé par l'inflation courante, l'écart d'inflation – différence entre le taux d'inflation courant et le taux ciblé –, l'écart de production et le taux d'intérêt d'équilibre. Elle est donnée par l'équation suivante :

$$\tilde{i}_t = \pi_t + \phi(\pi_t - \tilde{\pi}) + \gamma y_t^s + \tilde{r} \quad (1)$$

où \tilde{i}_t est le taux d'intérêt nominal cible à court terme, $\tilde{\pi}$ le taux d'inflation cible, \tilde{r} le taux d'intérêt réel d'équilibre et y_t^s l'écart de production. Si les banques centrales des deux pays appliquent cette formulation de la règle, le modèle de détermination du taux de change qui en résulte est désigné *modèle symétrique* par Molodtsova et Papell (2009). Par contre, selon Clarida, Gali et Gertler (1998), certaines banques centrales ont aussi des cibles de taux de change données par la parité de pouvoir

d'achat (ppa). En ce sens, elles incluent aussi dans leur fonction de réaction monétaire le taux de change réel q_t .

$$\tilde{i}_t = \pi_t + \phi(\pi_t - \tilde{\pi}) + \gamma y_t^s + \tilde{r} + \delta q_t \quad (2)$$

En combinant les paramètres $\tilde{\pi}$ et \tilde{r} de l'équation précédente en une constante $\mu = \tilde{r} - \phi\tilde{\pi}$, on a :

$$\tilde{i}_t = \mu + \lambda\pi_t + \gamma y_t^s + \delta q_t \quad (3)$$

où $\lambda = 1 + \phi$

Dans notre étude, nous considérons que si la Banque du Canada adopte cette formulation les autres banques centrales ne le choisissent pas. En ce sens, le modèle du taux de change sera un *modèle asymétrique*.

Une autre formulation de la règle de Taylor qui est très utilisée depuis les travaux de Clarida, Gali et Gertler (1998) est celle qui permet au taux d'intérêt de s'ajuster graduellement pour atteindre sa cible. L'équation d'ajustement est alors :

$$i_t = (1 - \rho)\tilde{i}_t + \rho i_{t-1} + v_t \quad (4)$$

En substituant l'équation (3) dans cette dernière équation, on trouve :

$$i_t = (1 - \rho)(\mu + \lambda\pi_t + \gamma y_t^s + \delta q_t) + \rho i_{t-1} + v_t \quad (5)$$

En suivant Molodtsova et Papell (2009), nous appelons le modèle de taux de change qui résulte de cette formulation un *modèle avec lissage*. Alternativement, ce sera un *modèle sans lissage* s'il n'y a pas d'ajustement des taux d'intérêt. Il faut aussi remarquer que les modèles avec ou sans lissage peuvent être symétriques ou asymétriques.

Par ailleurs, si les deux banques centrales répondent de manière identique aux changements de l'inflation et de l'écart de production et si leur coefficient de lissage du taux d'intérêt est le même, le modèle de taux de change sera appelé un *modèle homogène*. Dans le cas contraire, ce sera un *modèle hétérogène*.

Pour déterminer l'équation de la règle de Taylor pour la prévision, nous avons construit un différentiel de taux d'intérêt en soustrayant la fonction de réaction du taux d'intérêt du pays étranger de celle du Canada.

$$i_t - i_t^* = \alpha + \alpha_{c\pi} \pi_t - \alpha_{f\pi} \pi_t^* + \alpha_{cy} y_t^g - \alpha_{fy} y_t^{g*} + \alpha_{cq} q_t + \rho_c i_{t-1} - \rho_f i_{t-1}^* + \eta_t \quad (6)$$

où c et f désignent les coefficients pour le Canada et le pays étranger respectivement, α est une constante, $\alpha_\pi = \lambda(1 - \rho)$, $\alpha_y = \gamma(1 - \rho)$ et $\alpha_q = \delta(1 - \rho)$

Selon la parité non couverte des taux d'intérêt, lorsque les anticipations des agents sont rationnelles, on a :

$$s_t = -(i_t - i_t^*) + s_{t+1}$$

Où s_t représente le logarithme du taux de change.

Finalement, à partir de la parité non couverte des taux d'intérêt et l'équation (6), nous dérivons l'équation suivante qui est utilisée pour l'estimation et la prévision hors échantillon.

$$\Delta s_{t+1} = \omega + \omega_{c\pi} \pi_t - \omega_{f\pi} \pi_t^* + \omega_{cy} y_t^g - \omega_{fy} y_t^{g*} + \omega_{cq} q_t - \omega_{fq} q_t^* + \omega_{ci} i_{t-1} - \omega_{fi} i_{t-1}^* + \eta_t \quad (7)$$

Section IV : Analyse Empirique

IV.1 Données

Les données que nous utilisons dans cette étude proviennent de deux sources différentes. Les séries sur le taux de change viennent de la Banque du Canada tandis que les variables considérées comme les fondamentaux de l'économie sont extraites de la base de données « Statistiques Financières Internationales (SFI) » du Fonds Monétaire International (FMI). Afin d'augmenter le nombre d'observations et de capturer le plus finement possible la dynamique de court terme du taux de change, nous utilisons les données mensuelles qui vont de janvier 1975 à décembre 1998 pour les pays de la zone euro considérés et à septembre 2009 pour les autres pays. L'échantillon contient alors 288 observations pour les pays de la zone euro et 417 observations pour les autres pays. Le choix du début de la série correspond au début de la période de flottement de toutes les grandes monnaies et

particulièrement celles des pays suivants que nous avons considérés dans cette étude : les États-Unis, le Japon, la Grande-Bretagne, la France, l'Allemagne et le Canada. D'un côté, le choix des trois premiers pays est motivé par le fait qu'ils ont été les trois principaux partenaires commerciaux du Canada au cours des quatre dernières décennies. D'un autre côté, nous avons choisi l'Allemagne et la France qui représentent les deux principales économies de la Zone Euro.

Pour chaque pays, nous avons retenu les variables suivantes : le taux de change nominal, la masse monétaire, le taux d'intérêt nominal, l'indice de prix à la consommation (IPC) et l'indice de la production industrielle (IPI). Nous avons considéré la masse monétaire M1 (SFI ligne 59) pour tous les pays sauf pour la Grande-Bretagne qui ne dispose pas de M1 mais M0. Cette masse monétaire peut être comparée à M1 des autres pays puisqu'elle ne contient que la monnaie en circulation hors de la Banque d'Angleterre et les soldes des opérations de cette banque avec les autres institutions bancaires locales. Les séries de PIB réel n'étant pas disponibles sur une base mensuelle, nous avons retenu la production industrielle réelle ajustée des variations saisonnières comme *proxy* pour le niveau d'activité (SFI ligne 66). C'est d'ailleurs cette variable que nous utilisons pour construire l'écart de production (output gap) qui est la différence du PIB observé par rapport à un PIB potentiel. Étant donné qu'on ne connaît pas exactement la mesure du PIB potentiel utilisé par les banques centrales dans leur fonction de réaction monétaire, nous avons retenu la tendance provenant d'un filtre Hodrick-Prescott (HP) (1997)². L'output gap est alors égal à la différence de l'IPI et de son potentiel calculé à partir du filtre HP. Par ailleurs, nous calculons le taux d'inflation en glissement annuel en prenant la différence sur 12 mois du logarithme de l'IPC. Enfin, nous utilisons les taux d'intérêt directeur (SFI ligne 60) des banques centrales des différents pays. Ce sont les taux pratiqués par les banques centrales pour leurs opérations sur le marché monétaire.

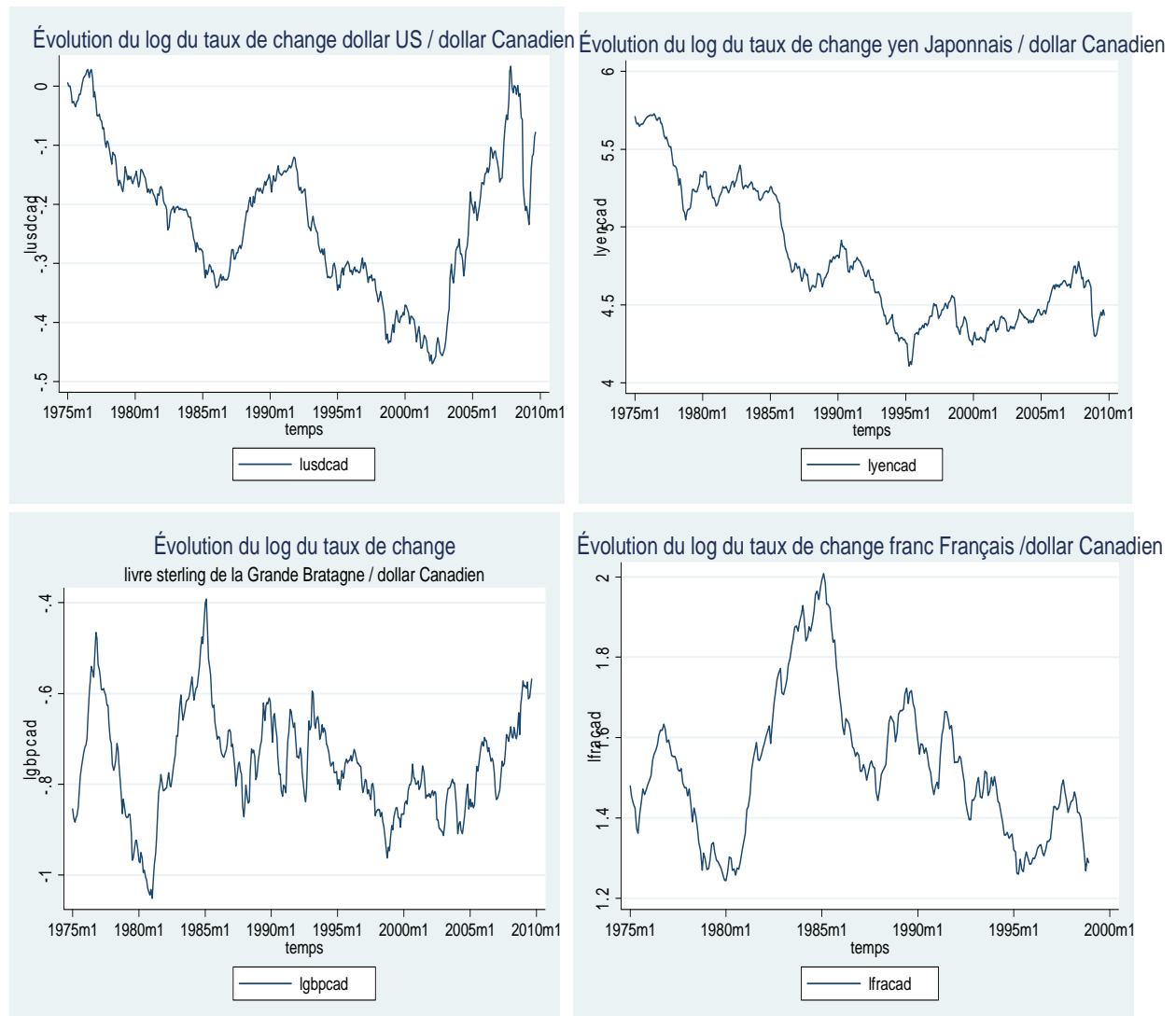
Le taux de change est défini comme le prix en devise étrangère d'un dollar canadien. En ce sens, une baisse du taux de change correspond à une dépréciation du dollar canadien et une augmentation des taux traduit une appréciation de la monnaie canadienne. Le graphique # 1 présente l'évolution du cours du dollar canadien par rapport aux autres devises. Aucune tendance claire n'a été affichée dans l'évolution des taux de change, hormis les cas du yen japonais qui a affiché une tendance à la

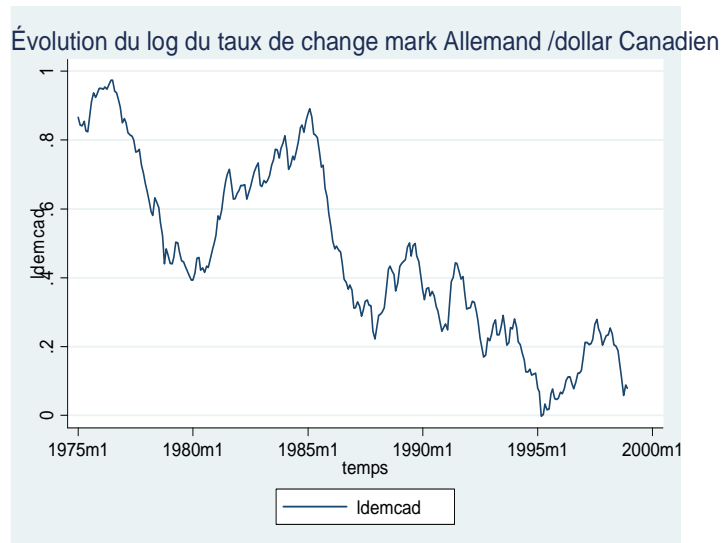
² Donné par la formule:
$$\sum_{t=1}^T (\ln y_t - \tau_t)^2 + \lambda \sum_{t=1}^T [(\tau_{t+1} - \tau_t) - (\tau_t - \tau_{t-1})]^2$$
, τ_t étant la tendance et λ un

coefficient d'ajustement. Hodrick-Prescott ont recommandé de choisir $\lambda = 1600$ pour des séries trimestrielles, ce qui implique que $\lambda = 100$ et $\lambda = 14400$ respectivement pour des données annuelles et mensuelles.

dépréciation face au dollar canadien au cours de la période d'étude. La variation du taux de change que nous utiliserons dans le modèle est mesurée par la différence du logarithme du taux de deux périodes consécutives. Le tableau # 1 donne le résumé statistique du logarithme des taux de change.

Graphique # 1





Des transformations sont opérées au niveau de certaines variables mentionnées plus haut pour leur prise en compte dans le modèle. Ainsi, la variable dépendante est la variation du taux de change mesuré par la différence du log des taux sur deux périodes consécutives. Les variables indépendantes sont : le taux d'inflation, l'écart de production, le taux de change réel et le niveau du taux d'intérêt pour le Canada et le pays étranger considéré.

Nous avons divisé la série en deux périodes. La première qui s'étend de janvier 1975 à mai 1987 est utilisée pour l'estimation, tandis que le reste de l'échantillon qui s'étale de juin 1987 à septembre 2009 qui correspond à la période qui a suivi les accords de Louvre³, est consacré à la prévision hors échantillon. Cette longue période hors échantillon pourra bien tester la capacité de prévision du modèle dans le sens qu'elle a été marquée par des épisodes d'appréciation et de dépréciation du dollar canadien.

³ Les accords de Louvre sont un accord sur le taux de change signé le 22 février 1987 au Musée du Louvre, à Paris, par les pays du G7. Ces pays se sont donné pour objectif la réduction de la volatilité du taux de change, en mettant en place des procédures renforcées dans la gestion du change.

Table #1

Résumé Statique du logarithme du taux de change

Statistique	US\$ / Ca\$	Yen / Ca\$	Fra / Ca\$	Dem / Ca\$	Gb£ / Ca\$
Observation	417	417	346	346	417
Moyenne	-0.227431	4.780419	1.523804	0.462649	-0.756814
Médiane	-0.211895	4.663732	1.509948	0.430320	-0.760014
Ecart-type	0.121279	0.426475	0.179530	0.258945	0.114673
Skewness	0.067580	0.647924	0.653198	0.244588	0.222865
Kurtosis	2.379670	0.647924	2.939090	1.974815	3.174455
Min	-0.470180	4.107656	1.244472	-0.001391	-1.051338
Max	0.033435	5.727828	2.008147	0.973816	-0.392347

Source : Calculs réalisés à partir de Stata

IV.2 Tests de racine unitaire

Pour étudier les propriétés stochastiques des variables qui vont figurer dans le modèle, nous avons effectué le test de racine unitaire Dickey-Fuller Augmenté (ADF) sur ces données. L'hypothèse nulle de ce test stipule que la variable contient une racine unitaire, tandis que l'hypothèse alternative indique que la série est générée par un processus stationnaire. En examinant la plupart des séries, aucune tendance claire n'est n'apparaît. Du coup, nous utilisons le test ADF basé sur la régression qui inclut seulement une constante. Pour choisir le nombre optimal de retards à inclure dans la régression, nous avons utilisé le critère d'information AIC (Akaike Information Criteria). Les résultats sont présentés dans le tableau # 2 suivant :

Table # 2

Résultats du test Dickey-Fuller Augmenté (ADF)						
Statistique du test						
	Canada	États-Unis	Japon	Grande-Bretagne	France	Allemagne
Output gap	-7.244	-6.283	-7.507	-6.444	-6.838	-4.289
Inflation	-2.875	-1.66	-4.369	-3.501	-3.049	-2.059
Taux d'intérêt	-3.813	-3.878	-3.125	-2.352	-1.849	-2.789
Variation du taux de change par rapport au \$ canadien		-5.918	-5.228	-3.264	-7.848	-8.643

N.B Les valeurs critiques à 1%, 5 % et 10 % sont respectivement -2.335 ; -1.648 et -1.284

Source : Calculs réalisés à partir de Stata

Selon les résultats des tests, l'hypothèse nulle de racine unitaire est rejetée dans tous les cas pour un niveau de 5 %, à l'exception de l'inflation du Canada, des États-Unis et de la France qui sont stationnaires pour un niveau de significativité de 10 %.

IV.3 Estimation et prévision

Pour estimer le modèle et réaliser la prévision hors-échantillon, nous avons adopté la méthode des régressions roulantes. Considérons un échantillon de taille $T+1$ où l'on consacre les R premières observations de cet échantillon à l'estimation des paramètres du modèle, β , et P observations pour l'évaluation de la prévision. Selon la méthode de la régression roulante, la première estimation de β est obtenue à partir des données allant de 1 à R , la deuxième est trouvée à partir de l'observation 2 à $R+1$, ..., et la dernière à partir de l'observation $T-R+1$ à T . Dans notre étude, $R = 150$ et $P = 139$ dans le cas de la France et de l'Allemagne et $P = 268$ dans le cas des autres pays.

Pour évaluer la précision des prévisions du modèle linéaire et de la marche aléatoire, nous utilisons les tests basés sur la comparaison des erreurs quadratiques moyenne de prévision (EQMP) de ces modèles. Une valeur plus faible de l'EQMP traduit une meilleure prévision du modèle en question par rapport à

l'autre. Pour effectuer ces genres de comparaison, on utilise généralement le test de Diebold et Mariano (1995) et West (1996). Cependant, ce test n'est pas très performant lorsque les modèles à comparer sont emboîtés. Ainsi, pour pallier les limites du test, des modifications ont été apportées, en changeant soit le calcul de sa statistique, soit les valeurs critiques.

Dans cette étude, nous adoptons dans un premier temps les changements proposés par Clark et West (2006) qui sont déjà utilisés dans plusieurs études incluant Engel, Mark et West (2007), Gourinchas et Rey (2007) et Molodtsova et Papell (2009). Dans un second temps nous utilisons les modifications proposées par McCracken (2007) et qui ont été déjà implémentées dans les travaux de Molodtsova, Rzhetskyy et Papell (2009).

Les erreurs de prévision de la marche aléatoire⁴ (modèle 1) et du modèle basé sur la règle de Taylor (modèle 2) sont respectivement $\hat{e}_{1,t+1} = y_{1,t+1}$ et $\hat{e}_{2,t+1} = y_{2,t+1} - \hat{y}_{2,t+1}$, où $\hat{y}_{2,t+1}$ est la prévision réalisée pour une période à partir du modèle linéaire. Les EQMP pour les deux modèles sont :

$$\hat{\sigma}_1^2 = \frac{1}{P} \sum_{t=T-P+1}^T \hat{e}_{1,t+1}^2 \quad \text{et} \quad \hat{\sigma}_2^2 = \frac{1}{P} \sum_{t=T-P+1}^T \hat{e}_{2,t+1}^2$$

Les hypothèses du test sont :

$$H_0 : \sigma_1^2 - \sigma_2^2 = 0$$

$$H_1 : \sigma_1^2 > \sigma_2^2$$

La statistique de Diebold et Mariano (1995) et West (1996), DMW, est construite de la manière suivante :

$$\text{Soit : } \hat{f}_t = \hat{e}_{1,t}^2 - \hat{e}_{2,t}^2$$

$$\bar{f} = \frac{1}{P} \sum_{t=T-P+1}^T \hat{f}_{t+1} = \hat{\sigma}_1^2 - \hat{\sigma}_2^2$$

⁴ C'est une marche aléatoire sans dérive puisque sous l'hypothèse nulle du test CW le processus est une différence de martingale de moyenne nulle.

$$\hat{V} = \frac{1}{P} \sum_{t=P-T+1}^T (\hat{f}_{t+1} - \bar{f})^2$$

$$DMW = \frac{\bar{f}}{\sqrt{P^{-1}\hat{V}}}$$

Cette statistique suit asymptotiquement une loi normale standard.

Ce test est valide pour des modèles non-emboîtés. Cependant, Clark et West (2006) ont démontré qu'il n'est pas valide si les modèles sont emboîtés, comme c'est le cas dans notre étude. En effet, si l'on pose certains paramètres du modèle 2 égaux à zéro, il se réduit au modèle 1. En ce sens, Clark et West (2006) propose d'ajuster $\hat{e}_{2,t+1}^2$ par $[\hat{e}_{2,t+1}^2 - \hat{y}_{2,t+1}^2]$. On a alors :

$$\hat{f}_{t+1}^a = \hat{e}_{1,t+1}^2 - [\hat{e}_{2,t+1}^2 - \hat{y}_{2,t+1}^2]$$

$$\bar{f}^a = \frac{1}{P} \sum_{t=T-P+1}^T \hat{f}_{t+1}^a = \hat{\sigma}_1^2 - \left[\hat{\sigma}_2^2 - \frac{1}{P} \sum_{t=T-P+1}^T \hat{y}_{t+1}^2 \right]$$

$$\hat{V}^a = \frac{1}{P} \sum_{t=P-T+1}^T (\hat{f}_{t+1}^a - \bar{f}^a)^2$$

$$CW = \frac{\bar{f}^a}{\sqrt{P^{-1}\hat{V}^a}}$$

Comme le DMW, cette statistique suit aussi asymptotiquement une loi normale standard.

Pour implémenter ce test, Clark et West (2007) propose de procéder à la régression de \hat{f}_{t+1}^a sur une constante et d'utiliser le t-statistique. On rejette l'hypothèse si le t-statistique est plus grand que +1,282 (pour un test unilatéral à 10 %) ou +1,645 (à 5%). Puisque nous réalisons des prévisions ponctuelles pour une période, nous pouvons utiliser les erreurs standards des MCO.

De son côté, McCracken (2007) suggère plutôt d'ajuster les valeurs critiques du test de Diebold et Mariano (1995) et West (1996) pour prendre en compte les limites de ce dernier, tout en gardant la même statistique. Les valeurs critiques qu'il propose dépendent de deux arguments : le ratio $\pi = \frac{P}{R}$ qui

est de 0,9 pour les pays de la Zone Euro et 1,8 pour les autres pays dans notre étude, et le nombre k de paramètres estimés ajoutés dans le modèle non-contraint. Puisque dans notre cas, le modèle contraint est une marche aléatoire sans dérive qui n'a pas de paramètre estimé, le nombre additionnel de paramètres estimés est donné par l'équation (7) et varie de 2 pour le modèle *symétrique, sans lissage, homogène et sans constante* à 8 pour le modèle *asymétrique, avec lissage, hétérogène et avec constante*.

IV.4 Analyse des résultats

En combinant les choix entre modèle symétrique ou asymétrique, avec ou sans lissage, homogène ou hétérogène, avec ou sans constante, nous avons estimé 16 modèles pour chaque pays. Au total, nous avons estimé 80 modèles. Les résultats de ces modèles sont présentés dans les tableaux 3 à 6. D'une part, les tableaux 3 et 4 contiennent les p-values du test Clark et West (2006) respectivement pour les modèles symétriques et asymétriques. D'autre part, nous avons présenté les résultats du test de McCracken (2007) dans les tables 5 et 6. Dans tous les tableaux, *, ** et *** indiquent que le modèle linéaire basé sur la règle de Taylor donne de meilleures prévisions que la marche aléatoire pour des seuils respectifs de 10%, 5% et 1 %.

Globalement, on ne peut pas affirmer que le modèle linéaire de la règle de Taylor fournit de meilleures prévisions par rapport à la marche aléatoire. Selon les résultats, on constate que la performance des modèles dépend fortement du pays considéré. En effet, le pouvoir prédictif du modèle linéaire basé sur la règle de Taylor est plus élevé dans le cas des États-Unis et du Japon, tandis que la marche aléatoire donne de meilleurs résultats dans le cas des pays européens. Ce constat est valable quelque soit le critère d'évaluation de prévision considéré : qu'il s'agisse du test Clark et West (2006) ou du test de McCracken (2007).

Table # 3

Résultats du test Clark et West (2006) du modèle symétrique de la règle de Taylor

Pays	Sans lissage		Avec lissage	
	avec constante	sans constante	avec constante	sans constante
	A. Coefficients Homogènes			
États-Unis	0.0384**	0.0022***	0.0045***	0.2236
Japon	0.1992	0.0495**	0.0244**	0.2119
Grande Bretagne	0.4286	0.3821	0.2810	0.3156
France	0.8023	0.8078	0.7734	0.7257
Allemagne	0.3632	0.1587	0.1977	0.0918*
	B. Coefficient Hétérogènes			
États-Unis	0.0838*	0.0721*	0.0392**	0.1056
Japon	0.0901*	0.0901*	0.0968*	0.0287**
Grande Bretagne	0.2643	0.2843	0.3192	0.0681*
France	0.2514	0.2611	0.3336	0.1685
Allemagne	0.5636	0.3557	0.4641	0.4721

Source : Calculs effectués à partir de Stata

Parmi les différentes formulations de la règle de Taylor considérées, on constate que les statistiques des tests basés sur les modèles asymétriques sont globalement plus significatives que celles des modèles symétriques. En effet, si on analyse les tables 4 et 6 qui présentent les résultats des modèles asymétriques, on constate que quasiment toutes les statistiques sont significatives au plus à 10 % dans le cas des États-Unis et du Japon. Ce constat traduit l'idée que les banques centrales tiennent compte du taux de change réel dans leur fonction de réaction monétaire.

Par ailleurs, on remarque qu'il n'y a pas de grande différence entre les formulations sans lissage et avec lissage des taux d'intérêt. Il en est de même des spécifications avec ou sans constante. Par contre, les modèles à coefficients homogènes sont globalement plus performants que ceux à coefficients

hétérogènes, ce qui signifie que les fonctions de réaction monétaires des banques centrales ont une grande similitude.

D'un autre côté, malgré la différence dans leur construction, les tests Clark et West (2006) et le test de McCracken (2007) fournissent de résultats semblables. Il est vrai que les cas où le modèle linéaire donne de meilleures prévisions en se basant sur le test Clark et West (2006) ne sont pas toujours les mêmes en considérant le test de McCracken (2007), mais on retrouve beaucoup de cas communs entre les deux.

Table # 4

Résultats du test Clark et West (2006) du modèle asymétrique de la règle de Taylor

Pays	Sans lissage		Avec lissage	
	avec constante	sans constant	avec constante	sans constante
	A. Coefficients Homogènes			
États-Unis	0.0116**	0.0392**	0.0197**	0.0465**
Japon	0.0301**	0.0749*	0.0495**	0.0122**
Grande Bretagne	0.3192	0.1131	0.1492	0.1587
France	0.7673	0.8413	0.9821	0.7224
Allemagne	0.0436**	0.0901*	0.1515	0.0721**
	B. Coefficient Hétérogènes			
États-Unis	0.1949	0.0618*	0.0409*	0.1611
Japon	0.0721*	0.1210	0.4247	0.0618*
Grande Bretagne	0.3669	0.2177	0.2148	0.2611
France	0.2266	0.4168	0.7324	0.4325
Allemagne	0.1314	0.2358	0.3707	0.2611

Source : Calculs effectués à partir de Stata

De manière générale, on peut retenir le modèle *asymétrique, homogène, sans lissage et avec constante* comme étant la spécification la plus performante en termes de prévision du taux de change. En effet, cette spécification donne de bons résultats dans le cas des États-Unis, du Japon et de l'Allemagne en considérant soit le test Clark et West (2006) ou le test de McCracken (2007). Ce résultat est nettement différent de celui de Molodtsova et Papell (2009) qui avaient retenu la spécification *symétrique, hétérogène, avec lissage et avec constante*.

Table # 5

Résultats du test de McCracken (2007) du modèle symétrique de la règle de Taylor

Pays	Sans lissage		Avec lissage	
	avec constante	sans constant	avec constante	sans constante
A. Coefficients Homogènes				
États-Unis	1.14***	0.57**	0.40***	-0.24*
Japon	-0.08*	-0.77	-0.63	0.22**
Grande Bretagne	-0.70	-0.42	-1.25	-1.20
France	-1.40	-2.00	-2.94	-1.55
Allemagne	0.31*	-0.23	-0.44	0.00
B. Coefficient Hétérogènes				
États-Unis	0.08**	-0.04**	-0.16**	-0.41*
Japon	-0.83	-1.37	-2.09	-0.89
Grande Bretagne	-1.12	-1.09	-1.47	-1.62
France	-1.02	-1.19	-1.95	-1.71
Allemagne	-0.57	-1.19	-1.31	-1.10

Source : Calculs effectués à partir de Stata

Table # 6

Résultats du test de McCracken (2007) du modèle asymétrique de la règle de Taylor

Pays	Sans lissage		Avec lissage	
	avec constante	sans constant	avec constante	sans
				constante
A. Coefficients Homogènes				
États-Unis	0.76***	1.71**	0.78***	-0.85
Japon	-0.07**	-0.35	-0.13**	-0.41*
Grande Bretagne	-0.63	-0.80	-1.22	-0.87
France	-1.09	-1.53	-1.66	-1.21
Allemagne	-0.18	-0.65	-0.64	0.43**
B. Coefficient Hétérogènes				
États-Unis	0.54***	0.36***	-0.20**	-0.36**
Japon	-0.32**	-0.95	-1.12	-0.98
Grande Bretagne	-0.68*	-1.01	-1.94	-0.96
France	-0.29	-1.31	-1.71	-0.54
Allemagne	-1.32	-1.27	-1.46	-1.34

Source : Calculs effectués à partir de Stata

Conclusion

Cette étude avait pour but de prévoir le cours de la monnaie canadienne par rapport à la devise de cinq pays de l'OCDE en utilisant les modèles qui intègrent la règle de Taylor. Ces modèles ont été comparés sous plusieurs dimensions incluant la spécification de la règle de Taylor, les devises choisies et les critères d'évaluation des prévisions. Les résultats obtenus nous permettent de dégager la conclusion que les modèles de détermination du taux de change basés sur la règle de Taylor peuvent fournir de meilleures prévisions de cette variable que celles obtenues avec une marche aléatoire. Nous avons rejeté l'hypothèse nulle d'équivalence de prévision des deux modèles pour un seuil de 10 % ou moins dans 29 des 80 cas considérés en utilisant les tests de Clark et West (2006). On obtient des résultats similaires en utilisant le test de McCracken (2007), soit dans 24 des 80 cas. Ces résultats dépendent des devises considérées. Dans le cas du dollar américain et du yen japonais, le modèle basé sur la règle de Taylor a un pouvoir prédictif plus élevé que celui de la marche aléatoire, tandis que c'est l'inverse dans le cas des autres devises que nous avons considérées. Le modèle *asymétrique, homogène, sans lissage et avec constante* a donné de meilleurs résultats parmi les 16 formulations que nous avons considérées.

L'utilisation des données mensuelles nous a permis d'avoir un nombre plus élevé d'observations pour l'estimation des modèles et pour la prévision hors-échantillon. Cependant, le fait que le PIB n'est pas disponible sur une fréquence mensuel nous a porté à utiliser l'indice de la production industrielle comme proxy. Ceci constitue une limite pour notre étude puisqu'en réalité c'est le PIB qu'on utilise pour mesurer le revenu national. En conséquence, une extension évidente de notre étude consisterait à conduire des analyses similaires pour un plus grand nombre de pays, avec des données trimestrielles, pour mieux analyser la robustesse des modèles de détermination du taux de change qui intègrent la règle de Taylor.

Bibliographie

1. Andrews, D. W.K (1991), Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimation. *Econometrica*, 59, 817-58.
2. Cheung, Y. W., Chinn M.D (1998), Integration, Cointegration, and the Forecast Consistency of Structural Exchange Rate Models. *Journal of International Money and Finance* 17, 813-830.
3. Cheung, Y. W., Chinn M.D et Pascual A. G (2005), Empirical Exchange Rate Models of the Nineties : Are Any fit to Survive?, *Journal of International Money and Finance*, 24, 1150-1175.
4. Clarida, R. Gali, J. et Gertler, M. (1998), Monetary rules in practice : some international evidence. *European Economic Review* 42, 1033-1067
5. Clark, T.E et West, K.D (2006), Using Out-of-sample Mean Squared Prediction Errors to Test the Martingale Difference Hypothesis, *Journal of Econometrics* 135, 155-186.
6. Clark, T.E et West, K.D (2007), Approximately Normal Tests for Equal Predictive Accuracy in Nested Models. *Journal of Econometrics*, 138, 291-311
7. Côté D., Kuszczak J., Lam J. P, Liu Y. et St-Armant P. (2002), The Performance and Robustness of Simple Monetary Policy Rules in Models of the Canadian Economy, *Rapport Technique no 92, Banque du Canada*
8. Diebold, F., Mariano, R (1995), Comparing Predictive Accuracy. *Journal of Business and Economic Statistics*, 13, 253-263
9. Engel, C., Mark, N. et West, K.D (2007), Exchange Rate Models Are Not as Bad as You Think. *NBER Macroeconomics Annual 2007, University of Chicago Press*, 381-441
10. Engel, C. et West K.D (2009), Taylor Rules and the Deutschmark-Dollar Real Exchange Rate. *Journal of Money, Credit, and Banking* , 38, 5, 1175-94
11. Gourinchas, P.O et Rey, H. (2007), International Financial Adjustment. *Journal of Political Economy*, 115, 665-703
12. Hodrick R.J. et Prescott E.C (1997), Postwar U.S. Business Cycles; an Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29, 1-16

13. Inoue A et Kilian L (2004), In-sample or Out-of-sample tests of Predictability: which one should we use? *Econometric Reviews* 23, 371-402
14. Mark, N. (1995), Exchange Rates and Fundamentals: Evidence on Long-Horizon Predictability. *American Economic Review*, 201-218.
15. Mark, N. (2009), Changing Monetary Policy Rules, Learning, and Real Exchange Rate Dynamics. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 6, 1047-70
16. McCracken, M. (2007), Asymptotics for Out-of-Sample Tests of Granger Causality. *Journal of Econometrics*, 140 (2), 719-752.
17. Meese, R.A. et Rogoff K. (1983), Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do they fit out of sample. *Journal of International Economics*, 14, 3-24.
18. Molodtsova, T. et Papell, D. (2009), Out-of-Sample Exchange Rate Predictability With Taylor Rule Fundamentals. *Journal of International Economics*, 77, 137-276.
19. Molodtsova, T., Rzhetskyy, A. N. et Papell, D (2009), Taylor Rules and the Euro, *working paper*.
20. West, K. D (1996), Asymptotic Inference about Predictive Ability. *Econometrica* 64, 1067-1084